

跳跃风险度量及其在风险—收益关系 检验中的应用

左浩苗 刘振涛

(厦门大学王亚南经济研究院, 厦门大学财务管理与会计研究院; 福建厦门 361005)

摘要: 本文基于最近发展起来的非参数高频数据波动估计和跳跃识别方法, 将波动中的连续成分和跳跃成分分离开来, 在月度频率上进行风险收益权衡和波动非对称性检验。文章得出以下几点结论: 首先, 中国股市的跳跃存在明显的聚类特征(特别是2008年左右), 已实现方差所代表的市场整体风险对收益率并没有明显的解释效力; 其次, 跳跃成分对收益率有稳健的预测作用, 跳跃波动与收益率负相关; 最后, 跳跃特别是负向跳跃更为准确地反映波动的非对称性, 并可以提高对波动的预测效果。

关键词: 高频数据; 跳跃; 风险收益权衡; 波动非对称性

JEL 分类号: C14; G10; G12 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2011)10-0170-15

一、引言

风险和收益的关系是金融经济学理论和实证的核心问题之一。其中一方面是风险和收益的权衡关系(Risk - return trade-off), 探讨的是条件风险(波动)指标与预期收益率之间的关系, 或者指风险(波动)指标对收益率的预测作用。另一方面, 收益的变动, 特别是收益的大幅负向变动对下一期波动指标有显著影响, 这称为波动的非对称性(Volatility asymmetry)。这两方面从不同角度对风险(波动)和收益关系进行了刻画, 即波动指标对收益的影响和收益的(大幅)变动对波动指标的影响。

在风险和收益的权衡关系方面, Merton (1973) 的跨期资本资产定价模型(ICAPM)

收稿日期: 2011-03-02

作者简介: 左浩苗, 厦门大学王亚南经济研究院博士研究生, Email: zuohaomiao@gmail.com.

刘振涛, 经济学博士, 厦门大学财务管理与会计研究院副教授, Email: lzt@xmu.edu.cn.

作者感谢美国辛辛那提大学商学院 HuiGuo, 山东大学经济研究院吴吉林, 厦门大学王亚南经济研究院郑挺国、王起、王占海、张振轩, 厦门大学经济学院刘杨树, 国金证券汪先珍, 兴业证券曾海为等与作者的讨论和建设性意见。本研究得到国家自然科学基金项目(71001087)的资助。

作者特别感谢匿名审稿人的建设性意见, 对文章改进帮助很大。文责自负。

认为超额收益率和市场组合的波动率应该是正相关的,即存在正的风险溢价。这一模型揭示了市场组合收益率与系统风险的关系,对资产定价理论具有核心的意义。但是,对这一模型的实证检验并没有一致的结论。French 等 (1987), Campbell 和 Hentschel (1992), Bali 和 Peng (2006), Guo 和 Whitelaw (2006), Ghysels 等 (2005) 等报告了正的风险溢价。另一方面, Campbell (1987), Lettau 和 Ludvigson (2010) 等得到了负的不显著的关系。Bollerslev 和 Zhou (2006) 指出,这种情况出现的一个重要原因是风险收益的权衡关系对波动率的构造方法比较敏感。传统方法依赖于 GARCH 等波动率模型,当模型存在设定偏误时,对波动率的估计便会不一致。为解决这一问题,我们采用 Bali 和 Peng (2006) 以及 Bollerslev 和 Zhou (2006) 等的方法,利用基于高频数据的已实现波动率 (Realized volatility) 方法检验这一重要关系在中国市场的表现形式。

此外,市场整体波动不仅包含了波动的连续成分,也包含了跳跃成分,而对两者进行区分是十分重要的。但是跳跃成分的估计一直是一个比较困难的问题,也没有一致的结论 [Todorov (2010)]。直接从高频数据中提取信息,通过更多的信息量来获得波动率与跳跃的更精确的时变估计,是另一种可能的途径。Barndorff-Nielsen 和 Shephard (2004, 2006) 在引入跳跃的情况下,利用高频数据将已实现方差中的连续成分和跳跃成分进行区分。Barndorff-Nielsen 和 Shephard (2006) 和 Andersen 等 (2007) 进一步提出了跳跃检验统计量。在利用上述方法识别日度跳跃后, Wright 和 Zhou (2009) 以及 Tauchen 和 Zhou (2011) 构造了月度跳跃的均值、频率和标准差,发现其对债券期限溢价和信用违约溢价有显著的预测作用。然而上述研究并没有对股票市场组合收益与风险的关系进行探讨。本文利用非参数跳跃识别和估计方法,在检验已实现波动率与预期收益的关系的基础上,进一步将已实现波动率中的连续成分和跳跃成分分离开来,考察不同性质的波动成分与收益的关系。此外,我们还利用 Barndorff-Nielsen 等 (2010) 提出的已实现负 (正) 半变差方法 (Realized negative (positive) semivariance) 将波动率的下跌风险和上行风险进行了区分。这方面的研究可以视为对风险收益权衡关系的更为深入的考察。

在波动的非对称性方面,比较经典的模型包括 TGARCH (Rabemananjara 和 Zakoian, 1993), GJR-GARCH (Glosten 等, 1993) 和 Nelson (1991) 的 EGARCH 等。这些模型对正负冲击 (残差) 赋予不同的权重来考察收益率对未来市场波动的影响。但是,波动非对称性强调的是极端收益率对未来波动率有明显作用,而非一般的股价变化。传统意义上的回归设定将所有幅度的冲击 (残差) 都考虑在内,可能无法对波动非对称性做出准确检验。例如, Rabemananjara 和 Zakoian (1993) 指出,小的正向价格变动对未来波动率增加的影响可能比同样幅度的负向价格变动要大,但是大的负向价格变动的影响要大于同样幅度的正向价格变动的影响,而我们通常所说波动的非对称性是针对大幅的价格波动而言。由于收益率的极端变动往往伴随着跳跃的发生,本文采用的跳跃识别和估计方法可以有效地计算出某一特定月份正向跳跃和负向跳跃的总和,以表征收益率的极端变动,进而可以更为准确地验证波动非对称性,扩展已有的检验方法。

本文的主要贡献在于首次考虑采用非参数方法估计的跳跃风险指标研究与股票市场

指数收益的关系。我们首先计算了已实现方差中的跳跃变差 (Realized jump variation)、已实现负 (正) 半变差、符号跳跃变差、正向跳跃幅度和负向跳跃幅度等多种跳跃指标, 对中国股市跳跃情况进行刻画, 发现股市跳跃发生的幅度和频率都比较高, 与宏观经济形势和市场突发信息密切相关, 是市场整体波动的重要组成部分。由于跳跃的重要性和不同于一般连续性波动的特征, 我们将跳跃成分进行区分, 并考察其在风险收益权衡和波动非对称性中的作用, 这个新的视角有助于我们深入理解金融市场规律。在风险收益权衡检验方面, 连续性波动得到了正的风险溢价, 但是跳跃变差前面的系数为负, 表明跳跃风险也同样被定价, 但是得到了负的风险溢价。这说明跳跃风险具有与连续性波动风险不同的经济含义, 不能将两者同等对待。此外, 将跳跃幅度引入到波动的非对称性模型中时发现, 波动的非对称性与跳跃幅度, 特别是负向跳跃幅度密切相关, 过去连续的负向跳跃比正向跳跃会更加显著的增大当期的波动率, 这表明通常的波动非对称性主要是由于收益率的极端变动的影响。由于过去的跳跃对当期的波动有显著的解释效力, 这一发现也可以用来改进对波动率的预测。

二、波动和跳跃指标的构建及实证模型

(一) 已实现波动率和跳跃风险

我们假设股票对数价格 $s_t = \log(S_t)$ 服从如下跳跃扩散过程:

$$ds_t = \mu_t dt + \sigma_t dW_t + J_t dq_t \quad (1)$$

其中 μ_t 和 σ_t 是瞬时漂移项和扩散项, W_t 是标准布朗运动, dq_t 是泊松跳跃过程。在计算中, 我们认为泊松跳跃过程的对数跳跃幅度 J_t 服从均值为 JM_t , 标准差为 JV_t 的正态分布, 而跳跃频率为 JI_t , 我们之后会用非参数的方法对这些时变的参数进行估计。

Anderson 等 (2001) 证明了在没有跳跃和市场微观结构噪音的情况下, 将日内高频收益率的平方求和得到的已实现方差 (Realized variance, 以下简称为 RV) 是积分方差 (Integrated variance) 的一致估计量。由于存在市场微观结构噪音, 文献中通常采用 5 分钟的采样频率 [Anderson 等 (2001)]。黄后川和陈浪南 (2003), 徐正国和张世英 (2004), 李胜歌和张世英 (2007), 魏宇和余怒涛 (2007), 王春峰等 (2008), 邵锡栋和殷炼乾 (2009), 韩清和刘永刚 (2009) 等对已实现波动率在中国股票市场中的应用进行了探讨。

Barndorff-Nielsen 和 Shephard (2004, 2006) 在更进一步引入跳跃的情况下, 提出了已实现双幂次变差 (Realized bipower variation, 以下简称为 BV), 作为连续性波动的度量。日内收益表示为 $r_{t,i} = s_{t,i\Delta} - s_{t,(i-1)\Delta}$, 其中 $r_{t,i}$ 表示第 t 天的第 i 个日内收益 (该天内总计有 M 个日内收益率, $i = 1, 2, \dots, M$, Δ 为采样间隔), 已实现方差和已实现双幂次变差的表达式为:

$$RV_t(\Delta) = \sum_{i=1}^M r_{t,i}^2 \quad (2)$$

$$BV_t(\Delta) = \frac{\pi}{2} \frac{M}{M-1} \sum_{i=2}^M |r_{t,i}| |r_{t,i-1}| \quad (3)$$

Barndorff - Nielsen 和 Shephard (2004) 证明, 当采样频率足够高时,

$$\lim_{\Delta \rightarrow 0} RV_t(\Delta) = \int_{t-1}^t \sigma_s^2 ds + \sum_{t-1 < s \leq t} J_s^2 \quad (4)$$

$$\lim_{\Delta \rightarrow 0} BV_t(\Delta) = \int_{t-1}^t \sigma_s^2 ds \quad (5)$$

根据 Barndorff - Nielsen 和 Shephard (2006) 以及 Andersen 等 (2007) 的讨论, 稳健的对数版本跳跃检验统计量具有更好的小样本性质。因此, 本文采用了该统计量进行跳跃的检验:

$$\max \log Z_t = \frac{\log(RV_t(\Delta)) - \log(BV_t(\Delta))}{\sqrt{(\theta - 2) \frac{1}{M} \max(1, \frac{TQ_t}{BV_t(\Delta)^{-2}})}} \quad (6)$$

其中: $TQ_t(\Delta) = M\mu_{4/3}^{-3} \sum_{i=3}^M |r_{t,i}| |r_{t,i-1}| |r_{t,i-2}|$, $\mu_{4/3} = 2^{2/3} \Gamma(7/6) \Gamma^{-1}(1/2)$, $\theta = \mu_1^{-4} + 2\mu_1^{-2} - 3$, $\mu_1 = \sqrt{2/\pi}$ 。

在第 t 天没有发生跳跃的原假设下, 该统计量渐近服从标准正态分布, 如果超过了 1% 的临界值, 我们即认为该天发生了跳跃。在对中国股市的实证研究方面, 王春峰等 (2008) 利用上述方法对上证综指 2000 年 1 月 4 日到 2005 年 5 月 31 日的高频数据进行研究, 发现日间波动的比例是非常高的, 并且跳跃变差序列具有自相关和聚类效应。马成虎和汪先珍 (2009) 利用上述方法对上证综指日度频率的跳跃行为进行了研究, 发现跳跃发生的天数占其样本区间内的 7% - 17%, 方差贡献为 30% 左右, 并对跳跃的原因进行了分析。陈国进和王占海 (2010) 利用沪深 300 指数高频数据对波动的连续成分和跳跃成分进行区分, 发现中国存在明显的跳跃聚集现象。

定义示性函数 I_t , 在跳跃检测出来的天数取值为 1, 其他天数取值为 0, 则已实现跳跃变差定义为 $RJ_t = I_t[RV_t(\Delta) - BV_t(\Delta)]$, 而已实现双幂次变差的稳健估计量为 $[1 - I_t]RV_t(\Delta) + I_tBV_t(\Delta)$ 。如果我们认为对于特定的某一天, 跳跃至多发生一次, 并且跳跃成分在该天起主导作用, 则可得到跳跃的估计量为:

$$SJ_t = \text{sign}(r_t) I_t \sqrt{[RV_t(\Delta) - BV_t(\Delta)]} \quad (7)$$

此外, Barndorff - Nielsen 等 (2010) 引入已实现负半变差和已实现正半变差

$$RS_t^-(\Delta) = \sum_{i=1}^M r_{t,i}^2 I(r_{t,i} < 0) \quad (8)$$

$$RS_t^+(\Delta) = \sum_{i=1}^M r_{t,i}^2 I(r_{t,i} > 0) \quad (9)$$

并证明
$$\lim_{\Delta \rightarrow 0} RS_t^-(\Delta) = \frac{1}{2} \int_{t-1}^t \sigma_s^2 ds + \sum_{t-1 < s \leq t} J_s^2 I(J_s < 0) \quad (10)$$

$$\lim_{\Delta \rightarrow 0} RS_t^+(\Delta) = \frac{1}{2} \int_{t-1}^t \sigma_s^2 ds + \sum_{t-1 < s \leq t} J_s^2 I(J_s > 0) \quad (11)$$

我们注意到, 已实现负半变差包含了连续性波动方差和负向的跳跃变差, 而已实现正

半变差包含了连续性波动方差和正向的跳跃变差,这可以作为市场正向波动和负向波动的衡量指标。Patton 和 Sheppard (2010) 进一步定义符号跳跃变差 (Signed jump variation) 为:

$$SJV_t(\Delta) = RS_t^+(\Delta) - RS_t^-(\Delta) \quad (12)$$

如果我们仍然假定一天之内只有一次比较大的跳跃,那么上述 SJV_t 指标在当日跳跃为正时用来衡量跳跃变差,而在当日跳跃为负时则要为跳跃变差的绝对值添加负号,以区别不同方向的跳跃变动。

上述指标均为日度频率的估计值,我们对上述日度 RV_t , BV_t , RJ_t , RS_t^- , RS_t^+ , SJV_t 在月内求和,得到月度频率的估计值,反映该月内的整体情况。由于本文下面的讨论均在月度频率上进行,在不引起混淆的情况下,仍用下标 t 表示月度变量。

从经济含义上讲,已实现方差 RV_t 是对于市场整体波动的估计,其中既包含连续性波动成分已实现双幂次变差 BV_t ,也包含跳跃变差 RJ_t 。另一种对已实现方差的分解方法是分为包含连续性波动和负向跳跃变差的已实现负半变差 RS_t^- 及包含连续性波动和正向跳跃变差的已实现正半变差 RS_t^+ ,分别刻画波动的下跌和上行风险。符号跳跃变差 SJV_t 对正负方向的跳跃变差赋予了不同的符号,月内加总的如果为正,则表明该月正向跳跃变差占主导作用,反之,则表明负向跳跃变差占主导作用。此外,我们对该月内所有的正向跳跃和负向跳跃分别加总,记为 SJ_t^+ 和 SJ_t^- ,用来反映该月内两种跳跃的总幅度。同时,我们计算每个月跳跃发生的频率(跳跃发生天数除以该月总天数),跳跃的均值和标准差,分别记为 JI_t , JM_t , JV_t 。这三个指标反映了跳跃发生的频繁程度,正负跳跃加总后的均值及跳跃自身波动的状况。

(二) 风险收益权衡关系检验的实证模型

与 Bali 和 Peng (2006) 等的做法类似,我们采用滞后一期的已实现方差作为条件方差的预测值,即

$$R_t = \alpha + \beta[RV_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (13)$$

注意到已实现方差可分解为已实现双幂次变差和跳跃变差,即 $RV_t = BV_t + RJ_t$,或者分解为已实现正负半变差,即 $RV_t = RS_t^- + RS_t^+$ 。利用这两个关系,上式也可表示为:

$$R_t = \alpha + \beta_1[BV_{t-1}] + \beta_2[RJ_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$R_t = \alpha + \theta_1[RS_{t-1}^-] + \theta_2[RS_{t-1}^+] + \varepsilon_t \quad (15)$$

上述分解的意义在于将已实现方差中不同成分区分开来,放松了 $\beta_1 = \beta_2$ 和 $\theta_1 = \theta_2$ 的假设,可以对波动与收益的关系进行更为精细的刻画。同时,为了考察符号跳跃变差,跳跃频率,均值和标准差对收益的预测作用,我们进行了下列回归:

$$R_t = \alpha + \lambda[SJV_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$R_t = \alpha + \delta_1[JI_{t-1}] + \delta_2[JM_{t-1}] + \delta_3[JV_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (17)$$

作为稳健性检验,我们采用了 $V_t \in \{RV_t, BV_t, RJ_t, RS_t^-, RS_t^+, SJV_t, JI_t, JM_t, JV_t\}$ 的滞后三期的平均值作为条件预测值,或考虑上述指标对未来三个月的平均收益率的预测效果。

(三) 波动非对称性检验的实证模型

陈浪南和黄杰鲲(2002),陆蓉和徐龙炳(2004),赵振全等(2005),张维等(2005),何兴强和李涛(2007)以及陈浪南和孙坚强(2010),朱钧钧和谢识予(2011)等利用

GARCH 类模型对波动非对称性在中国市场上的表现进行了检验。本文采用非参数方法,直接估计已实现波动率。在实证检验中,我们首先考虑如下的设定:

$$RV_t = \varphi_0 + \varphi_1 |R_{t-1}| + \varphi_2 [|R_{t-1}| I_{t-1}(R_{t-1} < 0)] + \varepsilon_t \quad (18)$$

其中 RV_t 是月度已实现方差, R_{t-1} 是上月收益率, φ_1 衡量规模效应,反映上一期收益绝对值对波动的影响。 φ_2 刻画了波动率的非对称性,如果 $\varphi_2 > 0$,那么表明利空消息的影响($\varphi_1 + \varphi_2$)大于利好消息的影响(φ_1)。同时,考虑到 RV_{t-1} 的影响,引入如下设定:

$$RV_t = \varphi_0 + \beta RV_{t-1} + \varphi_1 |R_{t-1}| + \varphi_2 [|R_{t-1}| I_{t-1}(R_{t-1} < 0)] + \varepsilon_t \quad (19)$$

此外,更为重要的,波动非对称性强调的是极端的收益率对未来波动率有明显作用,而不是一般的股价变化。采用上一个月的收益率则无法准确反映这一点。例如,一个出现了几次大幅下跌的月份和一个没有特别变动的月份可能具有同样的月度收益率,但是这两种不同的行情对于下个月波动的影响可能是非常不同的,前者的影响应该明显大于后者。由于收益率的极端变动往往伴随着跳跃的发生,本文将某一特定月份正向跳跃和负向跳跃的总和 SJ_{t-1}^+ 和 SJ_{t-1}^- 引入上述回归,并使用已实现方差的分解形式可得到(20), (21):

$$RV_t = \varphi_0 + \beta_1 [BV_{t-1}] + \beta_2 [RJ_{t-1}] + \rho_1 [SJ_{t-1}^+] + \rho_2 [SJ_{t-1}^-] + \varphi_1 |R_{t-1}| + \varphi_2 [|R_{t-1}| I_{t-1}(R_{t-1} < 0)] + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$RV_t = \varphi_0 + \theta_1 [RS_{t-1}^+] + \theta_2 [RS_{t-1}^-] + \rho_1 [SJ_{t-1}^+] + \rho_2 [SJ_{t-1}^-] + \varphi_1 |R_{t-1}| + \varphi_2 [|R_{t-1}| I_{t-1}(R_{t-1} < 0)] + \varepsilon_t \quad (21)$$

最后,由于已实现方差可以分解为连续性波动和跳跃变差以及上行和下跌风险,我们预期跳跃对波动的不同成分也有反馈作用。例如,对于 BV_t ,我们考虑了如下模型:

$$BV_t = \varphi_0 + \beta_1 [BV_{t-1}] + \rho_1 [SJ_{t-1}^+] + \rho_2 [SJ_{t-1}^-] + \varphi_1 |R_{t-1}| + \varphi_2 [|R_{t-1}| I_{t-1}(R_{t-1} < 0)] + \varepsilon_t \quad (22)$$

将 BV_t 换为 RJ_t , RS_t^+ 或 RS_t^- , 我们得到模型(23), (24), (25)。本文随后对这些模型进行检验。

三、数据及实证结果

(一)数据及描述性统计量

本文采用的高频数据是上证综指 2001 年 3 月 1 日到 2009 年 12 月 31 日每日的日内交易数据,将其整理成五分钟间隔的数据,并剔除了日内数据不完整的天数。本文在计算日度指标时,将隔夜收益率也计算在内,并利用月末上证综指的对数差分计算月度收益率。数据来源包括 CSMAR 等高频数据库。月度数据为 2001 年 3 月到 2009 年 12 月,共 106 个月。

通过计算观察指标的描述性统计量可以发现:第一,跳跃频率的均值为 14%,跳跃变差占整体波动比例约为 16%,表明跳跃波动是整体波动的一个不可忽略的部分;第二,包

含连续性波动成分的 RV_t , BV_t , RS_t^- , RS_t^+ 均具有较强的持续性, 自相关系数达到 0.46 - 0.70。负向跳跃 SJ_t^- 的自相关系数达到 0.58, 远高于正向跳跃的自相关系数 0.27, 同时衡量下跌风险的 RS_t^- 的自相关系数达到 0.70, 远高于上行风险的持续性 (自相关系数为 0.46), 这说明, 比起连续的价格上升, 股市更容易出现连续的下跌, 特别是以负向跳跃的形式; 第三, 除了正负跳跃幅度指标 SJ_t^+ 和 SJ_t^- 具有很强持续性外, 跳跃变差 RJ_t , 跳跃频率的 JI_t 也具有一定的持续性, 这表明, 不仅波动率具有聚类的特征, 跳跃也是一样, 比较大的跳跃之后往往伴随着大的跳跃, 特别是负向的跳跃往往连续发生, 这与 Todorov (2010) 和王春峰等 (2008) 的研究结果是一致的。这表明, 将波动率中的连续成分和跳跃成分, 特别是跳跃成分中的负向跳跃进行分别研究, 是非常有必要的。

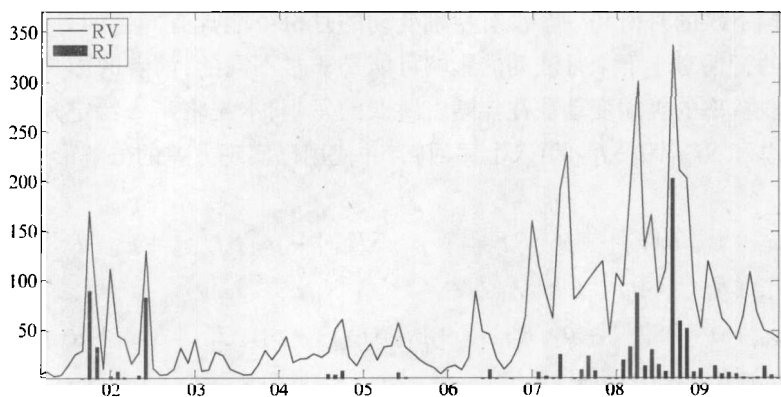


图 1 已实现方差 (RV) 和已实现跳跃变差 (RJ) 的月度序列图

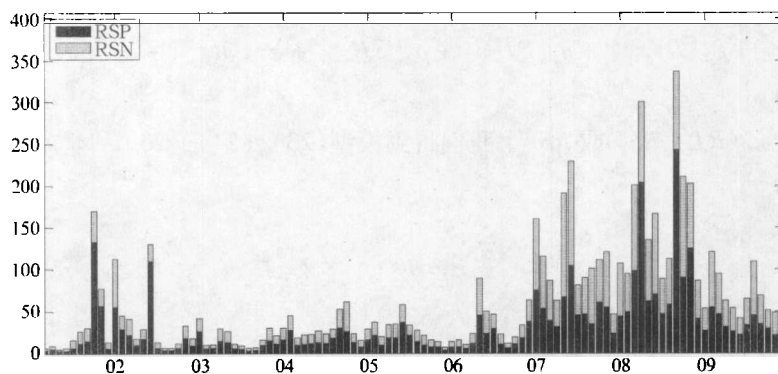


图 2 已实现正半变差的 (RSP) 和已实现负半变差 (RSN) 的月度序列图

图 1 到图 4 给出了波动指标的时间序列图。我们注意到 2001 年 10 月底证监会宣布首发增发时停止国有股销售, 沪深股市接近涨停, 而 2002 年 6 月停止减持国有股, 上证指数全天上涨 9.25%。由于这两个事件是针对股市的利好性政策性事件, 反映在指标上 RV_t 远高于 BV_t , JM_t 和 RS_t^+ 都很高, 同时由于这两个事件是相对孤立的, 与宏观经济关系不大, JI_t 指标并不高, 反映这段时间类似跳跃并不普遍, 所以 JV_t 指标也比较高。2008 年

金融危机开始扩大化,各种宏观经济指标出现波动,人民银行连续调整存款准备金率,这些都对股市产生了明显影响,连续的跳跃波动使得 JM_t , JI_t , JV_t 等指标均达到历史高位,而且这段时间正向跳跃幅度和负向跳跃幅度均很大,表现出很强的聚类特征。

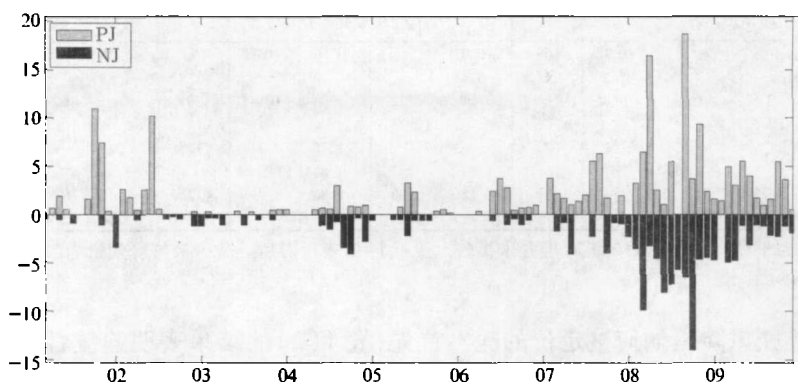


图3 正向跳跃幅度(PJ)和负向跳跃幅度(NJ)的月度序列图

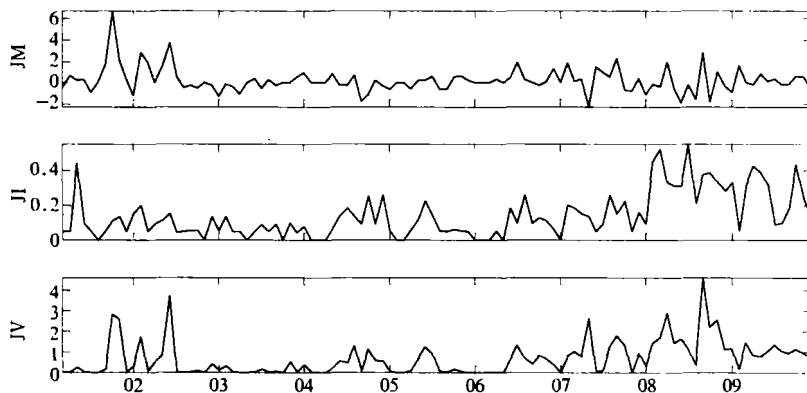


图4 符号跳跃均值(JM),跳跃频率(JI)和跳跃标准差(JV)的时间序列图

(二)波动的不同成分在风险收益权衡中的作用

表1报告了风险收益权衡关系检验的实证结果。首先回归(1)的系数是不显著的,这表明滞后一期的已实现方差对收益率没有解释效果,预期的高系统风险并没有带来预期的高收益。此外,从表1(2)~(3)的回归结果可以看到,单变量回归的情况下,连续性波动 BV_{t-1} 对收益率仅有微弱的解释效力,但是跳跃变差 RJ_{t-1} 的回归系数为 -8.28 ,且统计上是显著的。将 BV_{t-1} 和 RJ_{t-1} 同时进行回归时发现, RJ_{t-1} 前面的系数仍然是显著为负的,在控制了 RJ_{t-1} 后, BV_{t-1} 前面的系数为正。这个回归给我们的启示是波动的连续成分和跳跃成分对收益具有不同的解释效力,并且符号有可能是相反的,直接采用 BV_{t-1} 进行回归等价于在模型(14)中施加了 $\beta_1 = \beta_2$ 的约束,而实证结果表明这个约束是不合理的。类似的情况也发生在对模型(15)的检验中,上行风险 RS_{t-1}^+ 和下跌风险 RS_{t-1}^- 前面的系数也是相反的,传统的风险收益权衡检验也等价于施加了 $\theta_1 = \theta_2$ 的约束,降低了模型的解

表2 风险收益权衡的稳健性检验

A:滞后3期指标平均值 对未来一个月收益率回归					B:滞后1期指标 对未来一个季度的平均收益率回归					C:控制了上一月收益率, 滞后1期指标对未来一个月收益率回归				
变量	$RV_{t-1:t-3}$	$BV_{t-1:t-3}$	$RJ_{t-1:t-3}$	R^2 (%)	变量	RV_{t-1}	BV_{t-1}	RJ_{t-1}	R^2 (%)	变量	RV_{t-1}	BV_{t-1}	RJ_{t-1}	R^2 (%)
(1)	-0.49 (-0.32)			-0.87	(1)	-0.34 (-0.40)			-0.81	(1)	-0.90 (-0.67)			-1.05
(2)	4.72 (1.94)	-15.16 (-2.71)		5.04	(2)	2.21 (1.76)	-6.28 (-2.68)		5.05	(2)	3.63 (1.88)	-11.31 (-3.17)		6.93
	$JJ_{t-1:t-3}$	$JM_{t-1:t-3}$	$JV_{t-1:t-3}$			JJ_{t-1}	JM_{t-1}	JV_{t-1}			JJ_{t-1}	JM_{t-1}	JV_{t-1}	
(3)	-0.02 (-0.18)	0.33 (0.23)	-1.31 (-0.54)	-1.47	(3)	-0.03 (-0.58)	0.19 (0.35)	-0.64 (-0.70)	-0.60	(3)	0.12 (1.44)	1.62 (1.92)	-3.77 (-2.72)	4.11
	$RS_{t-1:t-3}^+$	$RS_{t-1:t-3}^-$	$SJV_{t-1:t-3}$			RS_{t-1}^+	RS_{t-1}^-	SJV_{t-1}			RS_{t-1}^+	RS_{t-1}^-	SJV_{t-1}	
(4)			-17.64 (-3.01)	7.19	(4)		-5.54 (-2.57)		5.09	(4)			-10.31 (-3.07)	7.08
(5)	-18.00 (-3.05)	20.24 (2.93)		6.75	(5)	-5.55 (-2.56)	6.71 (2.37)		4.55	(5)	-10.43 (-3.09)	12.34 (2.73)		6.58

注: 括号中为T统计量。回归的截距项并未报告。下标 $t-1$ 表示滞后一阶, 下标 $t-1:t-3$ 表示对应指标的滞后三期的平均值。 R^2 (%) 表示调整后的 R^2 (百分比)。

表 1 和表 2 的结果表明,已实现方差对预期收益并没有解释效力,但是利用高频数据将连续性波动和跳跃波动分解,以及上行风险和下跌风险分解后,不同的波动成分对预期收益表现出了稳健的解释效力。同时,不仅跳跃风险和连续性波动得到了不同的风险溢价,不同方向的跳跃风险也可能与预期收益有不同的关系。

(三) 正向负向跳跃估计对波动非对称性的影响

在文献当中,通常是将波动的非对称性等同于当期收益率和下一期波动率的负相关关系。例如 Bollerslev 和 Zhou (2006) 进行了类似于模型 (19) ~ (20) 的检验,发现了显著的波动率的非对称性。在表 3(4) ~ (5) 中, φ_1 是显著为正的,表现出了规模效应。 φ_2 是不显著的,表明在这个样本期内波动相对于上一期收益率没有表现出非对称性。

表 3 波动非对称性的实证检验

	RV_{t-1}	BV_{t-1}	RJ_{t-1}	RS_{t-1}^+	RS_{t-1}^-	$ R_{t-1} $	$ R_{t-1} * I$ ($R_{t-1} < 0$)	SJ_{t-1}^+	SJ_{t-1}^-	R^2 (%)
(1)	0.64 (8.50)									40.66
(2)		0.79 (7.00)	0.30 (1.43)							41.81
(3)				0.12 (0.62)	1.35 (5.49)					45.00
(4)						0.04 (3.21)	0.01 (0.83)			15.96
(5)	0.56 (7.15)					0.02 (2.05)	0.00 (0.39)			43.67
(6)								0.03 (1.87)	-0.15 (-6.49)	36.73
(7)	0.57 (4.94)							-0.03 (-1.67)	-0.09 (-3.69)	48.54
(8)	0.53 (4.35)					0.02 (1.94)	-0.01 (-0.99)	-0.03 (-1.44)	-0.09 (-3.45)	49.44
(9)		0.54 (4.28)	0.36 (0.90)			0.02 (1.75)	-0.01 (-0.86)	-0.02 (-0.62)	-0.09 (-3.47)	49.03
(10)				0.16 (0.46)	0.86 (2.65)	0.02 (1.85)	-0.01 (-0.93)	-0.01 (-0.17)	-0.08 (-2.92)	49.55

注:括号中为 T 统计量。回归的截距项并未报告。下标 $t-1$ 表示滞后一阶。被解释变量为当期已实现方差。 R^2 (%) 表示调整后的 R^2 (百分比)。

表 3 报告了在引入跳跃的情况下波动非对称性的检验结果。在只考虑正向跳跃和负向跳跃的回归 (6) 中,正向跳跃的系数为 0.03,负向跳跃的系数为 -0.15,在统计上都是显著的。由于正向跳跃和负向跳跃本身的符号一正一负,这个系数表明当上一期发生了正向跳跃和负向跳跃后,当期的波动都会有所增加,并且负向跳跃的影响会明显大于正向跳跃,这与波动的非对称性是一致的。这个回归的调整后 R^2 为 36.73%,与利用 RV_{t-1} 回归的 40.66% 的调整后 R^2 相比,说明跳跃对下一期的已实现方差的影响是相当大的。在

控制了 RV_{i-1} 后,正向跳跃的系数变得不显著了。特别是在回归(8)~(10)中,正向跳跃的系数为负,并且不显著了。这表明 RV_{i-1} , 特别是 RJ_{i-1} 或者 RS_{i-1}^- 和 RS_{i-1}^+ 包含了一部分跳跃的信息,在控制了它们之后, SJ_{i-1}^+ 的影响变得不显著了。但是,在回归(8)~(10)中负向跳跃的系数始终都是显著的,绝对值在 0.08~0.09。这表明,即使在考虑 RJ_{i-1} 或者 RS_{i-1}^- 和 RS_{i-1}^+ 之后, SJ_{i-1}^- 当中仍然包含了对波动的额外信息,并且这个影响在统计上是十分显著的。

此外,回归(7)和(8)对我们进行波动率的预测也有改进作用。表3(1)报告了利用滞后一阶已实现方差的预测结果,调整后 R^2 为 40.66%。此外,Andersen 等(2007)将已实现方差进行了 BV_{i-1} 和 RJ_{i-1} 的分解,Patton 和 Sheppard(2010)进行了 RS_{i-1}^- 和 RS_{i-1}^+ 的分解,均发现对已实现方差的预测有改进作用。这与本文表3(2)~(3)的结论是一致的。更为重要的是,表3回归(7)~(10)表明,即使考虑了历史已实现方差和进行了解析,跳跃幅度,特别是负向跳跃还包含有额外的信息。如果能将这些信息考虑在内,则可以更有效地改进波动率的预测。在我们的回归结果中,模型(7)比只考虑滞后一阶回归调整后 R^2 高 8% 左右,而回归(8)~(10)则高出约 9%。

表4对模型(22)~(25)进行了检验。结果表明,对于连续性波动 BV_i , 跳跃变差 RJ_i , 上行风险 RS_i^+ 和下跌风险 RS_i^- 而言,正向跳跃和负向跳跃的解释效力均达到 33.22%, 17.80%, 32.41% 和 33.20%, 对于 RJ_i 和 RS_i^+ 而言甚至超过了其滞后一阶的解释效力。此外,负向跳跃对波动不同成分的影响均是显著的,并且大于正向跳跃的影响,表明波动的非对称性对于各种波动成分是普遍存在的。同样地,跳跃提供的额外信息也可以用来提高对各种波动成分的预测效力,而这一改进的基础则是波动的非对称性。

表4 扩展的波动非对称性检验

	BV_{i-1}	RJ_{i-1}	RS_{i-1}^+	RS_{i-1}^-	$ R_{i-1} $	$ R_{i-1} ^*$ $I(R_{i-1} < 0)$	SJ_{i-1}^+	SJ_{i-1}^-	R^2 (%)
A: 被解释变量为 BV_i									
(1)	0.69 (9.68)								47.11
(2)							0.03 (1.95)	-0.10 (-5.90)	33.22
(3)	0.52 (5.77)				0.02 (2.49)	-0.02 (-2.60)	-0.01 (-0.54)	-0.06 (-3.65)	54.30
B: 被解释变量为 RJ_i									
(4)		0.28 (3.01)							7.18
(5)							0.01 (0.81)	-0.04 (-4.27)	17.80
(6)		0.07 (0.36)			-0.00 (-0.15)	0.01 (2.25)	0.01 (0.48)	-0.03 (-2.33)	21.27

续表

	BV_{t-1}	RJ_{t-1}	RS_{t-1}^+	RS_{t-1}^-	$ R_{t-1} $	$ R_{t-1} ^*$ $I(R_{t-1} < 0)$	SJ_{t-1}^+	SJ_{t-1}^-	R^2 (%)
C: 被解释变量为 RS_{t-1}^+									
(7)			0.46 (5.26)						20.42
(8)							0.01 (0.98)	-0.09 (-6.31)	32.41
(9)			0.36 (2.29)		0.01 (1.21)	0.01 (0.87)	-0.02 (-1.00)	-0.06 (-3.78)	38.76
D: 被解释变量为 RS_{t-1}^-									
(10)				0.70 (10.00)					48.74
(11)							0.02 (2.66)	-0.06 (-5.42)	33.20
(12)				0.57 (6.01)	0.01 (2.79)	-0.02 (-3.40)	0.00 (0.28)	-0.03 (-2.47)	55.20

注: 括号中为 T 统计量。回归的截距项并未报告。下标 $t-1$ 表示滞后一阶。 R^2 (%) 表示调整后的 R^2 (百分比)。

表 3 和表 4 表明跳跃行为对波动非对称性有显著影响, 同时跳跃波动对已实现方差和其中的连续性波动都有明显的影响。陈浪南和孙坚强 (2010) 利用一种新型的混合 GARCH 跳跃参数模型发现, 条件波动率与跳跃行为之间存在相互的直接回馈效应。本文的结果与上述结论是一致的。同时, 表 4 的结果更可以区分不同方向的跳跃对已实现方差的不同成分的影响, 进一步加深我们对波动非对称性机制的理解。

四、结 论

本文基于高频数据已实现波动估计和跳跃的识别方法, 将已实现方差中的连续成分和跳跃成分区分开来, 得到了表征跳跃成分的指标的时变估计, 并进行了风险收益权衡和波动非对称性检验。

我们发现: 首先, 中国股市的跳跃存在明显的聚类的特征, 特别是在 2008 年左右, 股市出现频繁和大幅度的跳跃, 与宏观经济形势和市场突发信息密切相关; 其次, 在 2001 年 3 月到 2009 年 12 月的月度指标基础上, 我们发现跳跃成分对收益率的预测效应中起了稳健的作用, 整体并不明显的风险收益权衡关系可能是由于不同波动成分对预期收益率有不同的解释效力所导致的; 再次, 跳跃行为对波动非对称性有显著影响, 同时跳跃波动对已实现方差和其中的连续性波动都有明显的影响, 而负向跳跃对下一期的波动增加有显著的影响。最后, 基于高频数据的跳跃研究对投资者及证券市场监管当局均具有重要意义。对个人和机构投资者而言, 通过将波动的不同成分进行区分, 有助于更精确地刻画整体的波动特征和改进波动率的预测, 进而规避风险和提高收益。对于证券市场监管当局而言, 中国股市的暴涨暴跌一直是经常出现的情况, 利用高频数据包含的信息有助于对

股市规律进行研究,促进资本市场健康发展。

参考文献

- [1]陈浪南、黄杰鲲,2002,《中国股票市场波动非对称性的实证研究》,《金融研究》第5期,第67~73页。
- [2]陈浪南、孙坚强,2010,《股票市场资产收益的跳跃行为研究》,《经济研究》第4期,第54~66页。
- [3]陈国进、王占海,2010,《我国股票市场连续性波动与跳跃性波动实证研究》,《系统工程理论与实践》第9期,第1554~1562页。
- [4]韩清、刘永刚,2009,《已实现波动率估计中不同降噪方法的比较分析及实证》,《数量经济技术经济研究》第8期,第148~160页。
- [5]何兴强、李涛,2007,《不同市场态势下股票市场的非对称反应—基于中国上证股市的实证分析》,《金融研究》第8期,第131~140页。
- [6]黄后川、陈浪南,2003,《中国股票市场波动率的高频估计与特性分析》,《经济研究》第2期,第75~82页。
- [7]李胜歌、张世英,2007,《“已实现”双幂次变差与多幂次变差的有效性分析》,《系统工程学报》第3期,第280~286页。
- [8]陆蓉、徐龙炳,2004,《“牛市”和“熊市”对信息的不平衡性反应研究》,《经济研究》第3期,第65~72页。
- [9]马成虎、汪先珍,2009,《中国股市价格的跳跃行为:基于上证综指高频数据的非参分析》,《中国金融评论》第4期,第31~66页。
- [10]邵锡栋、殷炼乾,2008,《基于实现极差和实现波动率的中国金融市场风险测度研究》,《金融研究》第6期,第109~121页。
- [11]王春峰、姚宁、房振明、李晔,2008,《中国股市已实现波动率的跳跃行为研究》,《系统工程》第2期,第1~6页。
- [12]魏宇、余怒涛,2007,《中国股票市场的波动率预测模型及其SPA检验》,《金融研究》第7期,第138~150页。
- [13]徐正国、张世英,2004,《调整“已实现”波动率与GARCH及SV模型对波动的预测能力的比较研究》,《系统工程》第8期,第60~63页。
- [14]张维、张小涛、熊熊,2005,《上海股票市场波动不对称性研究—GJR与VS-GARCH模型的比较》,《数理统计与管理》第6期,第96~102页。
- [15]赵振全、苏治、丁志国,2005,《中国股票市场收益率非对称均值回归特征的计量检验—基于ANST-GARCH模型的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第4期,第107~116页。
- [16]朱钧钧、谢识予,2011,《中国股市波动率的双重不对称性及其解释——基于MS-TGARCH模型的MCMC估计和分析》,《金融研究》第3期,第134~148页。
- [17]Andersen, T. G., T. M. Bollerslev, and F. Diebold, 2007, “Roughing It Up: Including Jump Components in the Measurement, Modelling and Forecasting of Return Volatility”, *The Review of Economics and Statistics*, 89, pp. 701~720.
- [18]Andersen, T. G., T. M. Bollerslev, F. X. Diebold, and H. Ebens, 2001, “The Distribution of Realized Stock Return Volatility”, *Journal of Financial Economics*, 61, pp. 43~76.
- [19]Bali, T. G. and L. Peng, 2006, “Is There a Risk-return Tradeoff? Evidence from High-frequency Data”, *Journal of Applied Econometrics*, 21, pp. 1169~1198.
- [20]Barndorff-Nielsen, O., S. Kinnebrock and N. Shephard, 2010, “Measuring Downside Risk-Realized Semivariance”. Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle, Eds, by Bollerslev, T, J. R. Russell and M. W. Watson, Oxford University Press, New York, pp. 117~136.
- [21]Barndorff-Nielsen, O., and N. Shephard, 2004, “Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps”, *Journal of Financial Econometrics*, 2, pp. 1~37.

- [22] Barndorff - Nielsen, O. , and N. Shephard ,2006, "Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics using Bipower Variation", *Journal of Financial Econometrics*, 4, pp. 1 ~ 30.
- [23] Bollerslev, T. M. and H. Zhou ,2006, "Volatility Puzzles: A Simple Framework for Gauging Return - Volatility Regressions", *Journal of Econometrics*, 131, pp. 123 ~ 150.
- [24] Campbell, J. Y. , 1987, "Stock Returns and the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 18, pp. 373 ~ 399.
- [25] Campbell, J. Y. and L. Hentschel, 1992, "No News Is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 31, pp. 281 ~ 318.
- [26] French, K. R. , G. W. Schwert and R. F. Stambaugh, 1987, "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, 19, pp. 3 ~ 29.
- [27] Ghysels, E. P. , P. Santa - Clara and R. Valkanov ,2005, "There Is a Risk - Return Trade - off after all!", *Journal of Financial Economics*, 76, pp. 509 ~ 548.
- [28] Glosten, L. R. , R. Jagannathan and D. E. Runkle, 1993, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48, pp. 1779 ~ 1801.
- [29] Guo, H. and R. F. Whitelaw, 2006, "Uncovering the Risk - Return Relation in the Stock Market", *Journal of Finance*, 61, pp. 1433 ~ 1463.
- [30] Lettau, M. and S. Ludvigson, 2010, "Measuring and Modeling Variation in the Risk - Return Tradeoff", . New York University Working Paper.
- [31] Merton, R. C. ,1973, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, 41, pp. 867 ~ 887.
- [32] Nelson, D. B. ,1991, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, pp. 347 ~ 370.
- [33] Patton, A. J. and K. Sheppard, 2010, "Good Volatility, Bad Volatility: Signed Jumps and the Persistence of Volatility", University of Oxford Working Paper.
- [34] Rabemananjara, R. and J. M. Zakoian, 1993, "Threshold ARCH Models and Asymmetries in Volatility", *Journal of Applied Econometrics*, 8, pp. 31 ~ 49.
- [35] Tauchen, G. and H. Zhou , 2011, "Realized Jumps on Financial Markets and Predicting Credit Spreads", *Journal of Econometrics*, 160, pp. 102 ~ 118.
- [36] Todorov, V. , 2010, "Variance Risk - Premium Dynamics: The Role of Jump", *Review of Financial Studies*, 23, pp. 345 ~ 383.
- [37] Wright, J. H. and H. Zhou , 2009, "Bond Risk Premia and Realized Jump Risk", *Journal of Banking & Finance*, 33, pp. 2333 ~ 2345.

Abstract: Based on the realized variance and jump detection method using high frequency data, the authors separate the continuous and the jump part of realized variance. After obtaining the time-varying estimates of jump measures, the paper empirically tests the risk-return trade-off and volatility asymmetry. It is found that, firstly, jump components display clustering pattern and contribute to overall realized variance significantly, especially during the 2008. Realized variance as a measure of market risk does not predict future return. Secondly, jumps play a robust and important role in predicting future return. Jump variation is negatively correlated with expected return. Thirdly, the jump parts, especially the negative jumps reflect the asymmetry of the volatility, which can also be used to effectively improve volatility forecast.

Key Words: High frequency data, Jump, Risk-return trade-off, Volatility asymmetry

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)